



ISSN 2238-118X

CADERNOS CEPEC

V. 4 N.5 Maio de 2015

Paridade Descoberta da Taxa de Juros da Economia Brasileira num Ambiente de Crise Financeira Mundial: Teoria e Evidência Empírica

**David Ferreira Carvalho
André Cutrim Carvalho**

Centro de Pesquisas Econômicas da Amazônia



CADERNOS CEPEC

Publicação do Programa de Pós-graduação em Economia da Universidade Federal do Pará

Periodicidade Mensal – Volume 4 – N° 05 – Maio de 2015

Reitor: Carlos Edilson de Oliveira Maneschy

Vice Reitor: Horácio Shneider

Pró-Reitor de Pesquisa e Pós Graduação: Emmanuel Zagury Tourinho

Instituto de Ciências Sociais Aplicadas

Diretor: Carlos Alberto Batista Maciel

Vice Diretor: Manoel Raimundo Santana Farias

Coordenador do Mestrado em Economia: Sérgio Luis Rivero

Editores

José Raimundo Barreto Trindade - Principal

Sérgio Luis Rivero

Conselho Editorial Provisório

Armando Souza

Marcelo Diniz

Ricardo Bruno

Francisco Costa

José Trindade

Danilo Fernandes

Gilberto Marques

Sérgio Rivero

Gisalda Filgueiras

Márcia Jucá Diniz

Comentários e Submissão de artigos devem ser encaminhados ao

Centro de Pesquisas Econômicas da Amazônia, através do e-mail: jrtrindade@uol.com.br

Página na Internet: <http://www.ppgeconomia.ufpa.br/>

Cadernos CEPEC
Missão e Política Editorial

Os Cadernos CEPEC constituem periódico mensal vinculado ao Programa de Pós-graduação em Economia do Instituto de Ciências Sociais Aplicadas (ICSA) da Universidade Federal do Pará (UFPA). Sua missão precípua constitui no estabelecimento de um canal de debate e divulgação de pesquisas originais na grande área das Ciências Sociais Aplicadas, apoiada tanto nos Grupos de Pesquisa estabelecidos no PPGE, quanto em pesquisadores vinculados a organismos nacionais e internacionais. A missão dos Cadernos CEPEC se articula com a solidificação e desenvolvimento do Programa de Pós-graduação em Economia (PPGE), estabelecido no ICSA.

A linha editorial dos **Cadernos CEPEC** recebe textos de diferentes matizes teóricas das ciências econômicas e sociais, que busquem tratar, preferencialmente, das inter-relações entre as sociedades e economias amazônicas com a brasileira e mundial, seja se utilizando de instrumentais históricos, sociológicos, estatísticos ou econométricos. A linha editorial privilegia artigos que tratem de Desenvolvimento social, econômico e ambiental, preferencialmente focados no mosaico que constitui as diferentes “Amazônias”, aceitando, porém, contribuições que, sob enfoque inovador, problematize e seja propositivo acerca do desenvolvimento brasileiro e, ou mesmo, mundial e suas implicações.

Nosso enfoque central, portanto, refere-se ao tratamento multidisciplinar dos temas referentes ao Desenvolvimento das sociedades Amazônicas, considerando que não há uma restrição dessa temática geral, na medida em que diversos temas conexos se integram. Vale observar que a Amazônia Legal Brasileira ocupa aproximadamente 5,2 milhões de Km², o que corresponde a aproximadamente 60% do território brasileiro. Por outro lado, somente a Amazônia brasileira detém, segundo o último censo, uma população de aproximadamente 23 milhões de brasileiros e constitui frente importante da expansão da acumulação capitalista não somente no Brasil, como em outros seis países da América do Sul (Colômbia, Peru, Bolívia, Guiana, Suriname, Venezuela), o que a torna uma questão central para o debate da integração sul-americana.

Instruções para submissão de trabalhos

Os artigos em conformidade a linha editorial terão que ser submetidos aos editorialistas, em Word, com no máximo 25 laudas de extensão (incluindo notas de referência, bibliografia e anexos). Margens superior e inferior de 3,5 e direita e esquerda de 2,5. A citação de autores deverá seguir o padrão seguinte: (Autor, data, página), caso haja mais de um artigo do mesmo autor no mesmo ano deve-se usar letras minúsculas ao lado da data para fazer a diferenciação, exemplo: (Rivero, 2011, p. 65 ou Rivero, 2011a, p. 65). Os autores devem fornecer currículo resumido. O artigo deverá vir obrigatoriamente acompanhado de Resumo de até no máximo 25 linhas e o respectivo Abstract, palavras-chaves e Classificação JEL (Journal of Economic Literature).

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO	6
1. REGIMES CAMBIAIS E PARIDADE DA TAXA DE JUROS: O MODELO ANALÍTICO	7
1.1. Regimes cambiais e Paridade de Juros: o Modelo Teórico	8
1.2. A Teoria da Paridade Descoberta de Juros	10
1.3. A Dinâmica da Paridade Descoberta da Taxa de Juros	12
1.4. Revisão da Literatura Empírica	13
2. MODELOS VETORIAIS AUTORREGRESSIVOS	15
2.1. Modelo SVAR	15
2.2. Modelo VECM	17
3. ANÁLISE DOS RESULTADOS	18
3.1. Dados e Fontes.....	18
3.2. Especificação do Modelo Econométrico	19
3.3. Testes econométricos: quebra estrutural, ordem da defasagem e raiz unitária	19
3.4. Análise de cointegração e Teste de Cointegração	22
CONSIDERAÇÕES FINAIS	25
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	26

PARIDADE DESCOBERTA DA TAXA DE JUROS DA ECONOMIA BRASILEIRA NUM AMBIENTE DE CRISE FINANCEIRA MUNDIAL: TEORIA E EVIDÊNCIA EMPÍRICA

David Ferreira Carvalho^{*}
André Cutrim Carvalho^{**}

RESUMO: O presente artigo tem como propósito avaliar o efeito da recente política de rebaixamento da taxa de juros básica sobre a taxa de câmbio nominal flutuante da economia brasileira tendo por fundamento a teoria da paridade descoberta de juros. O ensaio discute a teoria da paridade descoberta da taxa de juros em regime de câmbio flutuante administrado e sua validade empírica fazendo uso do modelo de cointegração com mecanismo de correção de erros.

Palavras-Chave: taxa de juros, taxa de câmbio, teoria da paridade descoberta de juros.

Discovery Rate Parity Interest Brazilian Economic Environment in a Global Financial Crisis: Theory and Empirical Evidence

ABSTRACT: This article aims to evaluate the effect of the recent policy of lowering the interest rate on the nominal exchange rate floating of the Brazilian economy and based on the theory of uncovered interest parity. The essay discusses the discovery of parity theory interest rate regime of managed floating exchange rate and its empirical validity of the econometric model using cointegration with error correction mechanism.

Keywords: interest rate, exchange rate, theory of uncovered interest parity.

JEL: E12; E42; E43.

* Doutor e Pós-Doutor em Economia pelo Instituto de Economia da UNICAMP. Professor-pesquisador da Faculdade de Economia da Universidade Federal do Pará - FACECON/UFPA E-mail: david_fcarvalho@yahoo.com.br

** Doutor em Desenvolvimento Econômico pelo Instituto de Economia da UNICAMP. Professor-pesquisador da Faculdade de Economia da Universidade Federal do Pará - FACECON/UFPA. E-mail: andrecc83@gmail.com

INTRODUÇÃO

Desde a criação da taxa de juros Selic, que serve de piso para contratos financeiros no Brasil, esta taxa básica de juros tem se mantido num patamar muito elevado para os padrões civilizados. Em 22 de julho de 2009, o Comitê de Política Monetária (COPOM) comandado por Henrique Meirelles reduziu a Selic para 8,75% ao ano, o menor patamar registrado até então. Mesmo assim, a taxa de juros nominal no varejo da cadeia de juros – por exemplo, a taxa de juros cobrada pelos cheques especiais continuou em 168,5% – não se modificou. O vício de juros alto se espalhou dos bancos para empresas e governos. É notório que a economia brasileira tornou-se uma *economia rentista*. As grandes cadeias de lojas preferem vender seus produtos à prestação simplesmente porque o lucro monetário auferido dos produtos vendidos a prazo é muito superior ao que é normalmente obtido quando a compra do produto é à vista.

Depois das crises cambiais dos anos de 1990, a maioria dos países emergentes passou adotar o *regime de câmbio de flutuação suja* com diferentes graus de intervenção da autoridade monetária no mercado de câmbio. O mercado internacional vinha apresentando um desempenho extraordinário – sem precedentes na história até a crise subprime de 2008 nos EUA – revelado pelo aumento tanto do fluxo do comércio exterior quanto pelo aumento do fluxo do movimento de capitais. Depois da crise, o dólar ficou depreciado e isso levou a uma apreciação do real.

A apreciação do real reduziu as exportações líquidas de bens manufaturados e à intensa entrada de dólares no Brasil contribuiu para o recrudescimento da taxa de inflação. A reação da autoridade monetária foi elevar a taxa de juros básica (Selic), a partir de maio de 2011 até outubro de 2011. A apreciação do real e a alta da taxa de juros básica favoreceram a desaceleração do crescimento da economia brasileira cuja taxa anual de crescimento do PIB ficou em 2,7%. Com o sinal da queda da taxa de inflação em janeiro de 2012 – pré-anunciada em novembro de 2011 – o Banco Central resolveu mudar sua política monetária no sentido da fixação de metas de redutoras da taxa Selic a partir de janeiro de 2012.

Com essa nova linha de orientação do mercado monetário à autoridade monetária pretende: 1) reduzir a taxa de juros Selic um pouco acima do seu patamar histórico de 8,75%; 2) induzir uma competição entre os bancos privados e públicos para forçar a redução do *spread* elevado cobrado; 3) a expectativa que a redução da taxa de juros baixe o custo do capital para aumentar os gastos de investimentos e de consumo do mercado doméstico. O rebaixamento da taxa Selic próxima à taxa de juros do mercado internacional terá como efeito não só a redução da especulação internacional por ativos de portfólio de curta duração do mercado doméstico, mas também uma subida da taxa de câmbio nominal (depreciação cambial) com efeitos positivos na balança comercial.

A taxa de câmbio é um dos mais importantes dos quatro preços básicos de uma economia de mercado – os outros são a taxa de juros, a taxa de salários e os preços das tarifas – que merece ser analisada pelo impacto que provoca no mercado quando o grau de volatilidade é muito elevado para cima ou para baixo. A apreciação da moeda-real no Brasil tem contribuído não só para a redução da competitividade dos bens industriais exportáveis (bens comercializáveis) com também tem causado um aumento das importações de bens industriais do exterior, o que tem contribuído para a geração de emprego fora do Brasil. À persistência da tendência da apreciação da moeda doméstica brasileira (real) e a perda de competitividade de determinados produtos manufaturados têm aumentado o risco de um processo de desindustrialização em determinados setores. É aceito que a intervenção do

governo federal, com medidas fiscais, visando impedir uma maior apreciação do real, embora sendo necessária no curtíssimo prazo, não é ainda suficiente para resolver o problema competitividade da indústria brasileira.

De fato, uma parcela do problema da competitividade dos produtos industriais brasileiros no mercado internacional é de natureza estrutural. Embora se tenha conhecimento de que, a partir de certo estágio do desenvolvimento econômico, há uma tendência do aumento da participação relativa do setor de serviços no produto interno bruto, ainda é cedo para que essa mudança estrutural venha ocorrer no Brasil. Enquanto isso é preciso prosseguir adiante com as reformas fiscais, trabalhistas e previdenciárias. Existe uma proposta tramitando no Congresso Nacional para a criação de um fundo previdenciário, mas que por divergências políticas ainda não foi para votação nas duas câmaras.

Há também a necessidade de mais investimentos em educação e em capacitação de recursos humanos; investimento em logística urbana, inclusive com o aumento da frota do transporte coletivo; aumento do investimento em infraestrutura portuária e aeroportuária nos principais centros urbanos; aumento do investimento em infraestrutura ferroviária, rodoviária e marítima de longa distância no território nacional; e, além dos investimentos em energia alternativa limpa – que está em curso – é preciso mais investimento em projetos de apoio a pesquisa e desenvolvimento de novas tecnológicas nos setores de telecomunicações, de biotecnologia, de química fina e de supercondutores. É evidente que estes investimentos devem ser objeto do planejamento estratégico de longo prazo. De qualquer maneira, alguns desses gastos de investimento em infraestrutura e logística devem ser deslanchados no curto e médio prazo, pois não é aconselhável esperar o longo prazo, pois até lá todos estaremos mortos, como dizia John Maynard Keynes.

Nesse aspecto, o artigo tem como propósito avaliar o efeito da recente política de rebaixamento da taxa de juros básica sobre a taxa de câmbio nominal flutuante da economia brasileira tendo por fundamento a teoria da paridade descoberta de juros. O ensaio foi organizado em três seções, além da introdução e da conclusão. Na primeira, procura-se discutir teoria da paridade da taxa de juros em regime de câmbio flutuante; na segunda, apresenta-se o modelo de Vetores Autorregressivos Estruturais e o de Cointegração com Correção de Erros; e, por fim, faz-se a especificação do modelo econométrico, os testes econométricos e a apresentação e análise dos resultados obtidos.

1. REGIMES CAMBIAIS E PARIDADE DA TAXA DE JUROS: O MODELO ANALÍTICO

As transações comerciais e financeiras entre dois ou mais países, com sistemas monetários distintos, são intermediadas pela conversão entre suas moedas. Assim sendo, como resultado das transações do comércio exterior e das finanças internacionais deriva à *taxa de câmbio*. A taxa de câmbio nominal representa a relação de troca existente entre duas unidades monetárias diferentes: uma moeda doméstica e outra moeda estrangeira. As operações de conversão cambial constituem um *mercado cambial* de grande importância para a realização das transações internacionais.

Há dois tipos de taxas de câmbio: a taxa de câmbio nominal e a taxa de câmbio real. A *taxa de câmbio nominal* é o preço de uma dada unidade monetária doméstica (moeda) de um país em relação a uma unidade monetária estrangeira de outro país. Como é normal no Brasil,

a taxa de câmbio nominal é expressa pela razão entre o preço da moeda nacional (real) e o preço da moeda estrangeira de aceitação internacional (dólar). É comum a utilização da *taxa de câmbio real* quando se deseja comparar preços de bens e ativos domésticos em relação aos preços dos bens e ativos estrangeiros. A *taxa de câmbio real* (ϵ_r) é igual à taxa de câmbio nominal (ϵ) multiplicada pela razão do índice de preços dos bens estrangeiros (P^*) pelo índice de preços dos bens domésticos (P).

Primeiramente, cabe ressaltar que a evolução da taxa de câmbio nominal e dos índices de preços domésticos e estrangeiros, acaba afetando diretamente competitividade das exportações de bens e serviços de maneira setorialmente desigual se ocorrer alguma divergência entre os preços domésticos e estrangeiros num determinado período de tempo. Na comunidade internacional há uma variedade de taxas de câmbio reais. Por isso, a taxa de câmbio real efetiva busca captar a média ponderada de acordo com o peso relativo do comércio dos países estrangeiros do resto do mundo que transacionam com o país considerado. Quando se utiliza uma taxa de câmbio real efetiva, que resulta de uma média ponderada das participações relativas das exportações e importações entre países, essa taxa de câmbio real é denominada de *taxa real de câmbio multilateral* ou, simplesmente, taxa real de câmbio efetiva do país considerado em relação aos outros países do resto do mundo com os quais transaciona.

É o *mercado de câmbio* que fornece as facilidades exigidas à troca de uma moeda doméstica por uma moeda estrangeira. Contudo, o mercado de câmbio não é um lugar de encontro, como uma *feira de rua*, onde compradores e vendedores se defrontam face a face. As pessoas e instituições oficiais que interagem no mercado de câmbio flutuante exercem funções altamente especializadas nos departamentos especializados dos bancos, ou em escritórios de corretagem e casas de câmbio, e se mantêm permanentemente em contato uns com os outros pelos mais ágeis meios de comunicação modernos (telefone, celular, fax, internet e intranet).

1.1. Regimes cambiais e Paridade de Juros: o Modelo Teórico

Por regime cambial deve ser entendido o padrão da taxa de câmbio usada por um dado país em relação ao mercado de câmbio internacional. Há países que fixam metas cambiais de forma explícita e outros não. Os EUA e o Japão, por exemplo, não têm metas explícitas fixas para a taxa de câmbio, embora seus bancos centrais não sejam indiferentes às variações da taxa de câmbio. De qualquer maneira, os países revelam certa intenção de permitir uma flutuação considerável em suas taxas de câmbio. Contudo, do lado oposto, há países que operam com taxas de câmbio fixas. Esses países vinculam suas moedas ao dólar ou a outra moeda conversível internacional.

Outros países vinculam suas moedas domésticas a uma cesta básica de moedas estrangeiras nas quais os pesos das diferentes moedas refletem a composição do seu comércio internacional. Tanto o regime de câmbio fixo quanto o regime de câmbio flutuante têm vantagens e desvantagens. Uma vantagem do regime de câmbio fixo é que o investidor não se preocupa com o risco da taxa de câmbio variar. O regime de câmbio flutuante, por sua vez, pode gerar fortes variações na taxa de câmbio (volatilidade) para baixo (apreciação) ou para cima (depreciação). Por outro lado, o regime de taxa de câmbio fixo não se mostrou eficiente

para os pequenos países de moeda não conversível devido a forte dependência de reservas em dólares.

A escolha do regime cambial numa economia doméstica, referente à forma de determinação da taxa de câmbio nominal, constitui uma decisão estratégica de política macroeconômica revelada pelos países periféricos da América Latina que foram arrastados pela globalização financeira pelos idos da década de 1990. Na verdade, tanto o regime de câmbio fixo quanto o regime de câmbio flutuante limpo têm vantagens e desvantagens quando tratados à luz da teoria neoclássica. A história tem mostrado, entretanto, que o regime de câmbio flutuante – sem qualquer intervenção da autoridade monetária – causou problemas de elevada volatilidade nos países que o adotaram, enquanto o regime de taxa de câmbio fixa, embora seja redutor de risco devido à intervenção da autoridade monetária para manter a taxa de câmbio fixada, não se mostrou eficiente – uma vez que requer grande reserva de liquidez externa para impedir ataques especulativos – quanto à determinação da taxa de câmbio de equilíbrio do mercado cambial. (Zini Jr, 1995, p. 107-143).

Nos regimes de taxas de câmbio flutuantes (ou flexíveis), é suposto que os bancos centrais não devem intervir no mercado de câmbio deixando assim que a taxa de câmbio flutue até encontrar o equilíbrio do mercado cambial determinado pela igualdade entre a demanda e a oferta por moeda estrangeira. No regime de câmbio de flutuação *limpa* a autoridade monetária não intervém de modo a permitir que a taxa de câmbio livre seja determinada no mercado de câmbio. O regime de câmbio flutuante, entretanto, tem estado sujeito a rápidas intervenções da autoridade monetária. “Quando isso ocorre, é comum se chamar o regime de câmbio flutuante de *sujo* ou taxa de câmbio flutuante administrado”, sustenta Dornbusch (1980, p. 58-69); Dornbusch & Fischer (1991, p. 208-216).

Sicsú & Carvalho (2007) em recente trabalho discutiram as distintas formas de controles de capital e suas vantagens em relação à liberalização, inclusive a cautelosa, a partir do debate teórico sobre controles de capitais versus a liberalização do movimento dos capitais através das fronteiras nacionais. Numa economia pequena aberta, em comparação a grande economia norte-americana, a perfeita mobilidade do capital pode trazer problemas de regulação da taxa de câmbio nominal de uma nação. [Fleming (1962); Mündell (1963); Frenkel e Razin (1987)]. “Num regime de câmbio flutuante, quando a taxa de câmbio nominal de curto prazo ultrapassa a taxa de câmbio de longo prazo, tal ajuste da taxa de câmbio é chamado de *overshooting*”, lembra Dornbusch (1980, p. 207-210).

A linguagem técnica usada nos regimes de câmbio flutuante é *depreciação* e *apreciação* da moeda doméstica em relação à moeda estrangeira. Uma moeda doméstica deprecia quando, sob taxa de câmbio flutuante, ela se torna mais barata em termos da moeda estrangeira (dito de outra forma, quando o preço da moeda estrangeira se torna mais barata). Uma moeda doméstica aprecia quando, em situações de taxas de câmbios flutuantes, ela se torna mais cara em termos da moeda estrangeira (dito de outra maneira, quando o preço da moeda estrangeira é reduzido). Uma depreciação cambial significa que os estrangeiros pagam menos pela moeda doméstica, o que implica em um aumento da taxa de câmbio. Uma apreciação cambial significa que os estrangeiros estão pagando bem mais pela moeda doméstica, o que implica em uma redução da taxa de câmbio.

1.2. A Teoria da Paridade Descoberta de Juros

No Brasil, depois da crise subprime de 2008, a taxa de câmbio ficou apreciada não por conta da intervenção do Banco Central, mas sim devido à depreciação do dólar norte-americano. Mais recentemente, o Banco Central e o Ministério da Fazenda estão agindo conjuntamente com políticas fiscais e monetárias para impedir uma maior apreciação do real como consequência da depreciação do dólar e do euro. Isto significa dizer que o regime de câmbio flutuante passou ser administrado pelas autoridades monetária e fiscal. A dominância do *regime cambial flutuante sujo* está associada ao que Keynes chamou de *motivo mercantilista* – diante da crise sistêmica mundial que tem gerado uma espécie de guerra cambial – ou seja, à manipulação da taxa de câmbio para viabilizar alguma estratégia de crescimento econômico liderada pelas exportações. As intervenções recorrentes, e em alguns casos expressivas, dos Bancos Centrais nos mercados de câmbios ampliam a capacidade potencial da liquidez externa em momentos de reversão dos fluxos dos movimentos de capitais líquidos por meio do aumento no estoque de reservas cambiais oficiais como consequência da chamada demanda precaucional por reservas cambiais.

A teoria da Paridade de Poder de Compra (PPC) tem indicado que as mudanças monetárias e financeiras respondem por uma parte significativa das flutuações das taxas de câmbio. O poder de paridade de compra é a base que serve para definir a condição de paridade de taxa de juros, sob as seguintes hipóteses: não há barreiras à entrada e nem à saída de recursos, o que implica perfeita mobilidade do capital como sugere o modelo Mundell-Fleming de uma economia aberta; os custos de transferências são pequenos ou negligenciáveis; e a lei da arbitragem numa operação coberta de taxa de juros deve proporcionar igual taxa de retorno.

A paridade de juros coberta é uma condição de arbitragem sem risco. A paridade coberta da taxa de juros distingue-se da condição de paridade descoberta da taxa de juros porque o investidor financeiro procura se proteger de risco de variação da taxa de câmbio flutuante. Essa condição resulta da seguinte escolha: comprar e guardar títulos estrangeiros por um agente econômico de uma economia doméstica para vendê-las daqui a um ano a um preço pré-fixado chamado de taxa de câmbio para a entrega futura (*forward*).

A variabilidade das taxas de câmbio introduz uma dimensão própria às operações cambiais em relação às operações monetárias domésticas. Transações internacionais a prazo envolvem a possibilidade de mudança da taxa de câmbio e, por isso, acrescenta-se o risco cambial aos outros riscos que estão presentes nas transações a prazo. Por esta razão, o mercado de câmbio abre também a possibilidade de negociação pré-fixada da taxa de câmbio. As operações cambiais podem ser à vista, quando integralizadas em no máximo quarenta e oito horas, a uma cotação cambial corrente (*spot*) ou a prazo, com uma cotação da taxa de câmbio a termo ou futura (*forward*). Qualquer que sejam os mecanismos de negociação cambial, pelos quais os agentes podem proteger-se (*hedge*) do risco cambial, há um mecanismo básico – a *swap* do interbancário de moedas – no qual as taxas de a termo (*forward*) e à vista (*spot*) tendem seguir a seguinte equação: $\varepsilon_f = \varepsilon \cdot (1 + i) / (1 + j^*)$, onde ε_f é a taxa de câmbio a termo (*forward*) referente a determinado período, que varia de 30, 60, 90 e 120 dias; ε é a taxa de câmbio corrente; e i e j^* são a taxa de juros básica doméstica e a taxa de juros básica internacional para o período concernente à taxa de câmbio a termo (*forward*).

Segundo os autores, Rivera-Batiz e Rivera-Batiz (1994, p.426-428), “pelo mecanismo de operação do mercado monetário a termo, a condição de paridade coberta da taxa de juros

tende a adequar, conforme o diferencial da taxa de juros, o prêmio (ou desconto) da taxa de câmbio a termo em relação à taxa de câmbio à vista”.

Por exemplo, se for para possuir títulos de dívida norte-americanos e brasileiros, então os investidores devem ter a mesma taxa esperada de retornos (rendimentos), de maneira que valha a seguinte relação de *arbitragem*:

$$1 + i_t = \left(\frac{1}{\varepsilon_t}\right) [(1 + j_t^*)(\varepsilon_{t+n}^e)] \quad (1)$$

Ou, depois de reorganizar a equação (1), temos:

$$1 + i_t = (1 + j_t^*) \left(\frac{\varepsilon_{t+n}^e}{\varepsilon_t}\right) \quad (2)$$

Ou, depois de aplicar logaritmo na equação (2), temos:

$$i_t = i_t^* + \dot{\varepsilon}_{t,t+n}^e - \varepsilon_t \quad (3)$$

i_t = logaritmo da taxa de juros doméstica no tempo t;

i_t^* = logaritmo da taxa de juros estrangeira no tempo t;

$\dot{\varepsilon}_{t+n}^e$ = logaritmo da taxa esperada de câmbio no tempo t + n;

ε_t = logaritmo da taxa de câmbio corrente no tempo t;

k = intervalo de tempo entre t + n e t;

A equação (3) é conhecida como equação da *paridade descoberta de taxas de juros* na qual o *spread* entre às taxas de juros domésticas e estrangeiras corresponde a um prêmio (ou desconto) entre as taxas de câmbio à vista e a prazo. Há hipótese de que os investidores financeiros só querem os títulos de dívida com a taxa de retorno esperada mais elevada é, por certo, muito forte por duas razões: a) ignora os custos de transação: comprar e vender títulos da dívida estrangeira certamente requer a realização de três transações separadas, cada uma com um determinado custo; b) ignora o risco, isto é, não sabe qual será a taxa de câmbio futura. Segundo Frenkel (2005, p. 68-69):

Uma elevada taxa real de juros doméstica, em relação a taxa real de juros internacional, tomada como referência, é resultante do funcionamento do mercado financeiro aberto numa situação de índice de risco elevado de uma economia emergente. A soma da taxa de juros internacional com o índice do risco-Brasil estabelece um piso para a taxa de juros real local.

Nestas condições, a taxa de juros doméstica (i) de um país é o custo de oportunidade *ex ante* de qualquer investimento estrangeiro na medida em que qualquer ativo a ser adquirido, financeiro ou real, está sujeito ao risco daquele país. Por isso, o custo do crédito internacional (em dólares), concedido pelos bancos ou outros agentes financeiros domésticos, deve ser maior ou igual à taxa de juros doméstica. Isso significa que os bancos têm ativos e passivos expressos em dólares ou lado de ativos e passivos denominados em moeda doméstica. “Como os bancos domésticos podem adquirir títulos soberanos do governo com rendimento i , este é o custo de oportunidade do crédito doméstico em dólares e essa taxa de juros doméstica determina o piso para a taxa de juros doméstica expressa em dólares”, (Frenkel, 2005, p. 69-70).

Portanto, a taxa de juros doméstica em dólares deve ser maior ou igual à taxa de juros em moeda doméstica i . Para determinar a taxa de juros doméstica, os bancos devem levar em conta a tendência da taxa de câmbio esperada na seguinte condição:

$$i = i^* + E(e) \quad (4)$$

Em que:

i = é a taxa de juros nominal da moeda doméstica;

i^* = é a taxa de juros internacional da moeda estrangeira;

$E(e)$ = variação da taxa de câmbio entre ϵ_{t+n}^e e ϵ_t .

Se o agente financeiro é avesso a riscos, quanto à possibilidade da volatilidade da taxa de câmbio nominal, então a equação (4) deve ser considerar o prêmio de risco (π), tal que:

$$i = i^* + E(e) + \pi \quad (5)$$

Onde:

π = é o índice de risco-cambial;

Seja p e p^* os índices da inflação doméstica e estrangeira, respectivamente. Subtraindo p dos dois membros da equação (6) e somando e subtraindo p^* apenas do segundo membro da mesma equação, tem-se:

$$i - p = (i^* - p^*) + [E(e) - p + p^*] + \pi \quad (6)$$

Em que:

$i - p$ = é a taxa de juros real em moeda doméstica;

$i^* - p^*$ = é a taxa de juros real em moeda estrangeira;

$E(e) - p + p^*$ = é a taxa real esperada de depreciação do câmbio;

Pela equação (6) pode-se perceber que a taxa real de juros doméstica deve ser maior ou igual à taxa de juros real internacional, exceto no caso de uma tendência esperada de apreciação real de grandeza tão elevada para compensar o risco do país.

1.3. A Dinâmica da Paridade Descoberta da Taxa de Juros

Um agente doméstico, por exemplo, pode contrair um empréstimo em moeda doméstica de qualquer banco do seu país à taxa de juros doméstica (i) e converter essa moeda doméstica tomada emprestada em dólares à taxa de câmbio corrente (ϵ). Depois aplicar esses dólares no mercado financeiro internacional à taxa de internacional (i^*) e em seguida vender os dólares no mercado de câmbio a termo à taxa de câmbio forward (ϵ_f). O resultado dessa operação financeira propiciará ao do período, um montante em moeda doméstica superior aquele necessário para quitar o empréstimo tomado inicialmente. Um agente doméstico pode tomar um dado empréstimo em moeda estrangeira (dólares) à taxa de juros internacional (i^*) e imediatamente vender os dólares obtidos em troca da compra de moeda doméstica para reconverter em dólares para liquidar o montante do empréstimo contraído, no prazo previsto, quando poderá receber um ganho líquido em moeda doméstica¹.

É frequentemente argumentado que, se a taxa de câmbio *spot* é incerta e se os participantes do mercado cambial são avessos a riscos, então a taxa de câmbio *forward* será diferente da taxa de câmbio *spot* esperada no futuro. O prêmio de risco pode ser considerado no mercado de câmbio futuro a partir do ponto onde o retorno esperado é igual ao prêmio de risco. (Frenkel, 1987, p. 205-211). Pela equação (4) conclui-se que, se $i_t > i_t^*$ e $\epsilon_{t+n} > \epsilon_t$, então o prêmio de risco poderá ser ampliado pelo banco responsável pela negociação para comprar ou vender divisas (dólares) a prazo de forma a compensar o custo de oportunidade da operação de *hedge* (seguro) que terá com os agentes no mercado financeiro. Partindo da

¹ As operações transfronteiras, que necessitam ser compensadas apenas periodicamente, podem até dispensar as operações cambiais de contratos à vista, como são os casos das moedas entre bancos comerciais.

equação (3) pode-se acrescentar o prêmio de risco (π) à condição de paridade descoberta de juros, tal que: $i_t = i_t^* + \dot{\varepsilon}_{t,t+n}^s - \dot{\varepsilon}_t + \pi$ (7)

Fama (1970) observa que, sob a hipótese de mercado eficiente, o retorno esperado (Re) de equilíbrio de um ativo é uma função do risco quando se trata de regime câmbio flutuante. O retorno esperado pode ser definido do seguinte modo: se um agente econômico tomar dinheiro emprestado no mercado monetário doméstico num dado tempo t, para comprar um ativo em algum país do resto do mundo, e no final do período t + k recuperar os recursos captados de forma que possa devolver o valor do empréstimo ao banco, com os juros, então o retorno esperado ($re_{t+n,t}^k$) que poderá se obter será dado pela seguinte equação:

$$re_{t+n,t}^k = i_t^* - i_t + \varepsilon_{t+k}^s - \varepsilon_t \quad (8)$$

Em que: ε_{t+k}^s = expectativa da taxa de câmbio à vista (spot) para o tempo t + k.

“Um país com regime de câmbio flutuante, sob a hipótese de perfeita mobilidade capital, a taxa de câmbio nominal e a taxa de juros nominal têm também de satisfazer à condição de paridade de juros”, lembram Rivera-Batiz & Rivera-Batiz (1994, p. 117-119). Num ambiente de risco cambial, os agentes precisam fazer cobertura de riscos em face da volatilidade da taxa de câmbio.

Isso é assim porque os agentes financeiros – que atuam no mercado de câmbio – não sabem de quanto a taxa de câmbio flutuará apenas admitem ser provável que a taxa de câmbio futura poderá ser diferente da taxa de câmbio corrente, tal que: $\varepsilon_{t,t+k}^s \neq \varepsilon_t$.

Se $\varepsilon_{t+k}^s > \varepsilon_t$, então a taxa de juros doméstica será maior do que a taxa de juros estrangeira e haverá entrada de capitais (principalmente especulativos) do resto do mundo em busca de ganhos rápidos de curtíssimo prazo. Se $\varepsilon_{t+k}^s < \varepsilon_t$, então a taxa de juros doméstica ficará inferior a taxa de juros estrangeira e poderá ocorrer uma fuga de capitais para o exterior, o que pode provocar uma crise cambial com graves consequências para o país que não tiver reservas líquidas suficientes para evitar grandes flutuações da taxa de câmbio.

Assim sendo, então o que fazer diante dos riscos de variação das taxas de câmbio? A resposta é fazer contratos com cobertura de risco cambial. As operações de cobertura de risco cambial são realizadas por intermédio de bancos e são conhecidas por operações de “balcão” cujos negócios são realizados individualmente e tem um elevado custo de reversão. Outra opção de cobertura de risco cambial é a dos mercados futuros que são *mercados organizados* onde são negociados os contratos a prazo padronizados.

Por fim, os mercados futuros – ampliados para taxas de câmbio, juros de juros e até índices de bolsa de valores – são conhecidos como *mercados derivativos*. Os especuladores dos mercados derivativos agem de forma agressiva para manter uma posição de compra ou de venda em termos de liquidez. “Uma crise financeira no mercado de derivativos se transmite rapidamente ao mercado financeiro internacional gerando um processo de *contágio* que rapidamente se transmite às operações de compra ou de venda dos ativos primários transacionados à vista”, Kregel (1994, p. 169-183).

1.4. Revisão da Literatura Empírica

Não são abundantes os artigos de aplicação da econometria de vetores autorregressivos que buscam testar a validade da teoria da paridade descoberta dos juros em regime de câmbio flutuante administrado. Mesmo assim, procurou-se resenhar os trabalhos empíricos mais

relevantes sobre a teoria da paridade dos juros, pois não haveria aqui espaço suficiente para uma exaustiva revisão da literatura empírica sobre o tema. O ponto de partida dessa linha de pesquisa começa com a análise econométrica para testar a validade da teoria do Poder de Paridade de Compra (PPC).

Autores como Krugman e Obstfeld (2001) observaram que – mesmo quando os preços básicos se ajustam completamente – os choques podem responder pelos desvios da equação de equilíbrio sustentados na PPC que serve de base à teoria da paridade de juros. A fronteira da pesquisa quanto às flutuações das taxas de câmbio – que têm por desafio isolar os efeitos dos choques externos sobre a dinâmica de longo prazo das taxas de câmbio – tem como referência os trabalhos pioneiros de autores como: Clarida & Gali (1994) e Soto (2003). Esses trabalhos deram origem a uma agenda de pesquisa nesta área da macroeconomia aberta.

Nessa linha, Calvo, Leiderman e Reinhart (2003) afirmam que a maioria dos países emergentes tem medo da sua taxa de câmbio flutuar muito para cima (depreciação) pelo receio do seu efeito sobre a taxa de inflação. As autoridades monetárias dos países emergentes têm medo da volatilidade da taxa de câmbio em decorrência dos problemas estruturais desses países com destaque para as seguintes: 1) a maior volatilidade temporal dos fluxos de capitais; 2) a menor dimensão dos mercados de câmbio e financeiro *vis-à-vis* esses fluxos; 3) o descasamento de moedas, associado ao acúmulo de passivos externos e internos, denominados em moeda estrangeira; 4) o coeficiente de repasse elevado das variações cambiais aos preços básicos; e 5) a menor capacidade de ajuste da taxa de câmbio nominal por causa da menor diversificação da pauta de exportação de mercadorias.

Rodrik (2006), por outro lado, afirma que a manutenção de elevadas reservas cambiais é o preço a ser pago pelos governos dos países emergentes que não desejam ou são incapazes de regular os fluxos dos movimentos de capitais por causa, dentre outras razões, dos interesses financeiros contrários a essa segunda alternativa. Kannebley Júnior, Prince & Scarpelli (2011) desenvolveram investigação sobre a recente apreciação do real depois da sistêmica crise financeira de 2008.

Esses autores afirmam que há uma relação defasada e assimétrica entre taxa de câmbio e a balança comercial. Essa constatação levou os mesmos autores à hipótese de *histerese*, já que o contrário poderia levar à geração de estimativas viesadas de elasticidade, em razão da omissão dos efeitos de mudanças estruturais nas funções provenientes de mudanças na pauta da estrutura do comércio exterior. A obtenção de saldos positivos na balança comercial de qualquer economia com regime de câmbio flutuante administrada poderá ocorrer através da política monetária que leve a uma depreciação da moeda corrente.

Tendo em vista esse propósito, Marçal, Nishijima e Monteiro (2009), além dos autores, Pastore, Blum e Pinotti (1998), testaram a hipótese de cointegração entre *quantum* exportado brasileiro e a taxa de câmbio real. Alves, Muinhos e Riela (2002) buscaram avaliar empiricamente a previsão da taxa de câmbio nominal por intermédio da equação de paridade descoberta de juros, estimada em termos mensais com observações ocorridas a partir da mudança do regime cambial em janeiro de 1999. O prêmio de risco soberano foi estimado pelo spread do C_Bond em relação a taxa de juros dos títulos do Tesouro norte-americano. As simulações demonstraram que a taxa de câmbio é pouco afetada pelos choques de inflação.

Marçal e Holland (2010) procuraram avaliar a relação empírica significativa entre a taxa de câmbio real efetiva e o *quantum* exportado dos produtos industriais comercializáveis do Brasil com os países do resto do mundo com quais mantém relações comerciais, entre 1996-2008. Nassif, Carmem Feijó e Araújo (2011) analisaram a tendência da queda da taxa de

câmbio a partir dos componentes estruturais de curto e longo prazo da economia brasileira, entre 1999-2010. Concluem – com o modelo econométrico VAR estrutural – a taxa de juros nominal de curto é a variável mais importante para explicar a volatilidade da taxa de câmbio em economias emergentes.

Após a grande crise financeira de 2008, a agenda da pesquisa da macroeconomia aberta se voltou para a eficiência do mercado do câmbio. Garcia & Olivares (2001), por exemplo, procuraram testar a eficiência do mercado cambial analisando o viés do diferencial da taxa de câmbio *forward*, como preditor da variação taxa de câmbio futura, devido ao prêmio de risco cambial. Garcia et ali. (2006) buscam demonstrar que esse viés é devido não somente ao prêmio de risco, mas também a racionalidade das expectativas dos especuladores. A hipótese nula foi estatisticamente rejeitada em função da presença de quebra estrutural quando da mudança institucional do regime de câmbio fixo para o regime de câmbio flutuante a partir de 1998. Fernandes & Holland (2011) voltam a testar não somente o viés da taxa de câmbio forward – respaldados nos trabalhos de Froot & Frankel (1989) – mas, também, se a hipótese das expectativas racionais e a origem do viés são função de expectativas não racionais ou de agentes avessos ao risco.

2. MODELOS VETORIAIS AUTORREGRESSIVOS

Os modelos VAR irrestritos na forma reduzida retornam boas previsões, já que minimizam o erro quadrático médio de previsão, e por isso têm sido usados para previsões de curto prazo. Não obstante, em geral, essas previsões não são sustentadas por teoria econômica como observado por Madalla & Kim (1998). Para que isso ocorra é preciso à identificação do modelo autorregressivo estrutural SVAR(p).

“Para conciliar os modelos vetoriais autorregressivos com a teoria econômica, os modelos estruturais SVAR(p) passaram a se destacar”, como lembra Ender (1995, p.294-295). Os modelos SVAR utilizam a teoria econômica para recuperar a inovação estrutural (termos de erros) tendo por base a decomposição do triângulo de *Cholesky*. Além disso, “a decomposição triangular de *Choleski* tornou-se uma hipótese das inovações quanto aos erros estruturais subjacentes do modelo SVAR”, (Sims, Stock e Watson, 1981). Contudo, apesar dessa prática, tal forma de identificação é a-teórica e seus resultados são sensíveis ao ordenamento das variáveis endógenas. Além disso, autores como Blanchard e Quah (1989) propuseram uma forma diferente de identificação do modelo SVAR a partir de restrições impostas pela teoria econômica.

2.1. Modelo SVAR

Um modelo SVAR estruturado de n variáveis e de primeira-ordem pode ser generalizado para um modelo SVAR estruturado de n variáveis e de p-ordem. No caso de um sistema com n variáveis e p ordens, pode-se supor uma sequência $\{y_t\}$ sendo afetada pelas variáveis correntes e passadas das séries $\{z_t\}, \dots, \{w_t\}$ e as variáveis correntes e passadas das séries de sequências do modelo SVAR também sendo afetadas por $\{y_t\}$, tal que:

$$B\vec{x}_t = B_0 + \sum_{p=1}^m (B_p \cdot \vec{x}_{t-p}) + \vec{\varepsilon}_t \quad (1)$$

Na equação (3) do modelo estruturado SVAR(p), o vetor \bar{B}_0 representa os efeitos em níveis dos interceptos que estão associados aos termos de impactos defasados, \vec{x}_{t-p} , formam as tendências estocásticas. A matriz de coeficientes \bar{B}_p , com $p = 1, 2, \dots, m$, incorpora os impactos das variáveis defasadas \vec{x}_{t-p} sobre elas e as demais. O modelo SVAR incorpora também os impactos de *feedback* associados às variáveis correntes devido as variações unitárias sobre as demais variáveis. Os pesos destes efeitos são representados pelos coeficientes da matriz B.

$$B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} & b_{13} & \vdots & b_{1n} \\ b_{21} & 1 & b_{23} & \vdots & b_{2n} \\ b_{32} & b_{32} & 1 & \vdots & b_{3n} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ b_{n1} & b_{n2} & b_{n3} & \vdots & 1 \end{bmatrix};$$

A matriz B de diagonal unitária, formada pelos coeficientes b das variáveis dependentes do vetor \vec{x}_t , é constituída por um conjunto de variáveis estacionárias. Os componentes do vetor-coluna $(n \times 1)$ $\vec{\varepsilon}_t$ representam os termos de erros das variáveis e formam *ruídos brancos*. Estas perturbações formam as *inovações exógenas* (choques estocásticos) que atuam sobre cada variável do modelo SVAR.

Os termos de perturbações têm média zero, variância constante e são individualmente não correlacionados, mas podem apresentar correlação em cada série de perturbação dos componentes do termo de erro. No modelo SVAR, a análise da determinação dos choques de inovações, sobre cada variável dependente incluída no modelo, torna-se necessária para determinar os parâmetros B, B_i e ξ_t . A identificação deve restringir $(n^2 - n)/2$ elementos da matriz B com base nas evidências econômicas. Enders (1995, p. 327-330) afirma que identificação da função *impulso-resposta* (FIR) e da *decomposição de variância* (DV) é realizada pelo método da decomposição triangular de *Cholesky*. Para tanto, deve-se obter o Vetor de Média Móvel (VMA) que assume a seguinte forma:

$$\vec{x}_t = \bar{\bar{X}} + \sum_{i=0}^{\infty} (A_i \times \vec{\xi}_{t-i}) \quad (2)$$

Fazendo algumas substituições, obtém-se:

$$\vec{x}_t = \bar{\bar{X}} + \sum_{i=0}^{\infty} (A_i \times \beta^{-1} \times \vec{\xi}_{t-i}) \quad (3)$$

Onde $\bar{\bar{X}}$ é o vetor-coluna $(n \times 1)$ de termos médios de cada variável dependente inclusa no modelo e o segundo termo da equação (19) representa a função-resposta do sistema de SVAR cujos multiplicadores de impactos dos choques em inovações ($\vec{\xi}_{t-i}$), no *lag* i, caracterizados pela matriz $\phi(i)$ são determinados pela seguinte equação:

$$\sum_{i=0}^{\infty} \phi(i) \times \vec{\varepsilon}_{t-i} = \sum_{i=0}^{\infty} A_i \times \beta^{-1} \times \vec{\varepsilon}_{t-i}, \text{ isto é, } \phi(i) = A_i \times \beta^{-1} \quad (4)$$

As estimativas da função impulso-resposta (FIR) e da decomposição de variância (DV) dependem do sistema de equações e das $(n^2 - n)/2$ restrições assumidas dos elementos da matriz β (ou β^{-1}). Neste caso, estas restrições deveriam ser realizadas por meio de

evidências econômicas sobre as variáveis do modelo SVAR. Os impactos indiretos e defasados do modelo estrutural SVAR só ocorrerão se houver uma relação de causalidade entre as variáveis, daí a importância do teste de causalidade de Granger. A extensão do número de defasagens é a principal fragilidade do modelo SVAR. Na prática, para mitigar tal problema, é necessário limitar a ordem das defasagens a uma quantidade menor do que seria ideal, em face da natureza dinâmica desse modelo.

2.2. Modelo VECM

Há uma classe de modelos autorregressivos, conhecidos como vetores autorregressivos de correção de erros, que permitem que a longo componentes de variáveis de longo prazo obedeçam a restrições de equilíbrio de curto prazo, enquanto os componentes têm uma especificação flexível e dinâmica. Quando séries temporais não estacionárias e cointegradas possuem dinâmica em comum, elas podem ser especificadas por um modelo autorregressivo estrutural mais completo chamado de modelos Vetores Autorregressivos com Mecanismo de Correção de Erros (VECM). “O método de tratar as séries temporais não estacionárias tem como propósito buscar as combinações lineares das variáveis integradas estacionárias chamadas de *variáveis cointegradas*”. [Granger (1981); Granger & Weiss (1983)].

Engle & Granger (1987, p. 255) definem que os componentes do vetor x_t , são denominados de cointegrados de ordem d , b , denotado $x_t \sim CI(d, b)$, se (i) todos os componentes de x_t são $I(d)$; ii) se existir um vetor $\alpha (\neq 0)$ tal que $z_t = \alpha' x_t \sim I(d - b)$, $b > 0$. O vetor α é chamado de vetor cointegrante. No caso de $d = 1$ e $b = 1$, a cointegração poderia significar que se os componentes de x_t fossem $I(1)$, então o erro de equilíbrio poderia ser $I(0)$, e z_t raramente se desviaria de zero se sua média fosse zero e se z_t cruzasse com frequência a linha zero.

Dito de outro modo, isto quer dizer que o equilíbrio ocorrerá ocasionalmente, ou pelo menos bem próximo disso, enquanto se x_t não for cointegrado, então z_t pode se desviar amplamente e a passagem por zero poderia ser bastante rara, sugerindo que neste caso o conceito de equilíbrio não tem implicações práticas. A redução na ordem da integração sugere um tipo especial de relação com consequências testáveis e interpretáveis. Se, entretanto, todos os elementos de z_t são estacionários, tal que $I(0)$, então o erro de equilíbrio z_t não é zero e nem frequência zero, mas se alguma das variáveis tiver erro de medição, esta propriedade em geral não pode ser observada e assim este caso será de pouco interesse prático.

O conceito de *cointegração*, portanto, estabelece a existência de pelo menos uma relação de equilíbrio entre um conjunto de variáveis cointegradas – resultando numa tendência de equilíbrio de longo prazo – que não podem se mover independentemente uma da outra no longo prazo (Enders, p. 359). Assim sendo, as trajetórias dinâmicas de longo prazo de cada variável de um modelo VECM devem manter alguma relação com os desvios das relações entre as variáveis no equilíbrio de curto prazo. As relações só terão sentido prático se os desvios nas séries das variáveis que integram tais relações de equilíbrio forem de curto prazo.

O termo *de correção de erro* significa que o desvio do equilíbrio de longo prazo de duas variáveis é corrigido gradualmente por intermédio de uma série de ajustamentos parciais de curto prazo. De acordo com Hamilton (1994, p. 571-629) quando séries temporais são

cointegradas de ordem um $I(1)$, é conveniente reparametrizar o modelo SVAR para transformá-lo num VECM, o qual pode ser especificado a partir das séries nas primeiras diferenças – incluindo o termo de erro da equação cointegrante e excluindo as diferenças das variáveis em níveis – de maneira que o modelo de correção de erro fique assim especificado:

$$\Delta Y_t = \phi_0 + \phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} A_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\varepsilon_t \sim NID(0, \sigma_u^2)$$

$$A_i = \sum_{j=1+i}^p \phi_j, i = 1, 2, \dots, p-1$$

$$\varepsilon_t = p\varepsilon_{t-1} + v_t$$

Se há raiz unitária, então $\phi(I) = 0$, de modo que $\phi = \alpha\beta'$. Com isso pode-se dizer que β é a matriz que tem vetores de cointegração e α é a matriz de ajuste para r vetores. Nelson & Plosset (1982) e Hamilton (1994) observam que o modelo VECM(p) explica ΔY_t por dois componentes: 1) os fatores de curto prazo, $\sum_{i=1}^{p-1} A_i \Delta Y_{t-i}$; e 2) a relação de longo prazo dada pelas coordenadas do vetor de variáveis endógenas ϕX_{t-1} , desde que as séries sejam cointegradas. Enders (1995, p. 327-330) afirma que é factível a identificação da função *impulso-resposta* (FIR) e da *decomposição de variância* (DV) pelo método de *Cholesky*.

O método consiste na obtenção o Vetor de Média Móvel que acaba resultando na seguinte formulação:

$$\bar{x}_t = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} (A_i x \beta^{-1} x \bar{\xi}_{t-i}) \quad (7)$$

Onde \bar{X} é o vetor-coluna (nx_1) de termos médios de cada variável dependente inclusa no modelo e o segundo termo da equação (19) representa a função-resposta do sistema de VAR cujos multiplicadores de impactos dos choques em inovações ($\bar{\xi}_{t-i}$), no *lag* i , caracterizados pela matriz $\phi(i)$ são determinados pela seguinte equação:

$$\sum_{i=0}^{\infty} \phi(i) x \bar{\xi}_{t-i} = \sum_{i=0}^{\infty} A_i x \beta^{-1} x \bar{\xi}_{t-i}, \text{ isto é, } \phi(i) = A_i x \beta^{-1} \quad (8)$$

3. ANÁLISE DOS RESULTADOS

3.1. Dados e Fontes

Para testar a validade da teoria da paridade descoberta da taxa de juros para o caso do Brasil – analisar a razão existente entre a taxa de juros SELIC e a taxa de câmbio nominal – aplicar-se-á o modelo VECM por ser mais completo. O modelo econômico de referência é dado pela equação (8). O modelo econométrico, portanto, toma as variáveis indicadas pela teoria econômica.

A variável dependente do modelo é o logaritmo da taxa de juros SELIC ($LntjSelic$). As variáveis explicativas são: o logaritmo da taxa de juros dos títulos públicos do Tesouro EUA ($LntjBonds$) – uma *proxy* da taxa de juros internacional – e $DlnTCN$ (logaritmo da variação da taxa de câmbio nominal). O período amostral analisado é de novembro de 2001 até março de 2012², sendo que as fontes dos dados foram retiradas das seguintes bases de dados: 1) Banco Central; 2) Ipeadata; e 3) estatísticas do FED (o Banco Central dos EUA).

3.2. Especificação do Modelo Econométrico

Para verificar a validade empírica da paridade descoberta de juros na economia brasileira – sob regime de câmbio flutuante administrado – emprega-se o modelo VECM explicado na seção 2.2. A especificação do modelo pode ser assim representada, pois o propósito é analisar apenas o efeito da variação da taxa de juros sobre a taxa de câmbio nominal. Sendo assim:

$$\begin{aligned} LntjSELIC_{1t} &= \alpha_{1t} + \sum_{j=1}^j \beta_j LntjSELIC_{t-1} + \sum_{j=1}^j \gamma_j LntjBONDS_{t-1} + \sum_{j=1}^j \delta_j DlnTCN_{t-j} + \varepsilon_{1t} \\ LntjBONDS_{2t} &= \alpha_{2t} + \sum_{j=1}^j \beta_j LntjSELIC_{t-1} + \sum_{j=1}^j \gamma_j LntjBONDS_{t-1} + \sum_{j=1}^j \delta_j DlnTCN_{t-j} + \varepsilon_{2t} \\ DlnTCN_{3t} &= \alpha_{3t} + \sum_{j=1}^j \beta_j LntjSELIC_{t-1} + \sum_{j=1}^j \gamma_j LntjBONDS_{t-1} + \sum_{j=1}^j \delta_j DlnTCN_{t-j} + \varepsilon_{3t} \end{aligned}$$

Em que os termos de erros estocásticos (ε) são os impulsos (ou inovações).

3.3. Testes econométricos: quebra estrutural, ordem da defasagem e raiz unitária

Pela equação (5) a taxa de juros Selic depende da taxa de juros internacional e da variação taxa de câmbio numa economia de regime de câmbio flutuante em condições de perfeita mobilidade de capital. Assim, supondo dada a taxa de juros internacional e o prêmio de risco, uma política de redução da taxa de juros doméstica tende, de acordo com a teoria da paridade descoberta dos juros, a depreciar a taxa de câmbio. Para testar a validade empírica da teoria da paridade descoberta dos juros – por meio do modelo VECM – serão aplicados antecipadamente os testes econométricos de quebra estrutural, de ordem de defasagem e de raiz unitária para melhor ajustar o modelo.

a) Quebra estrutural

A crise financeira dos EUA, iniciada na data de 29 de agosto de 2008, serviu de referência à *mudança estrutural* das trajetórias das variáveis entre jan./2000- mar./2012. Madalla & Kim (1998, p. 389-398) afirma que a presença de quebra estrutural, numa série temporal, mascara o resultado do teste de raiz unitário, podendo conduzir a conclusão da existência de raiz unitária quando, de fato, não há. A quebra estrutural de uma série temporal

² A partir de novembro de 2001, o Banco Central começou passar a disponibilizar pela internet o gerador de metas da taxa de câmbio nominal e da taxa de juros básica.

longa implica que os parâmetros da regressão dos dois subperíodos possam ser diferentes. Um choque externo pode causar uma quebra da tendência estacionária da série de tempo da uma variável dependente. [(Greene, 1993, p. 211-212); (Gujarati, 1995, p.256-258)]. O teste de Chow testa a hipótese nula de que os coeficientes do modelo VECM possam ser idênticos (ou não) em cada subperíodo causado pelo choque externo. O teste F de Chow gerou uma estatística $F(2, 120) = 45,1326$ que rejeita a hipótese nula que os parâmetros do modelo nos dois períodos sejam iguais, como revela a Tabela 2.

Tabela 1: Teste de Quebra Estrutural

Chow Breakpoint Test: 2008M01			
F-statistic	45.48324	Probability	0.000000
Log likelihood ratio	70.07971	Probability	0.000000

Fonte: Eview 5.

b) Ordem de defasagem

A ordem de defasagem (p) do modelo SVAR é dada pelo menor número de defasagens calculados pelos métodos AIC (Akaike), BIC(Schwartz) e HQC(Hannan-Quinn). A determinação da ordem mínima de defasagem serve para evitar o problema da superparametrização com um número elevado de defasagens que possa consumir um número grande de graus de liberdade. Os resultados obtidos indicam uma ordem de defasagem ($p = 2$) como mostra a Tabela 2.

Tabela 2: Ordem de defasagens (p)

Defasagens	AIC(Akaike)	BIC (Schwartz)	HGC (Hannan-Quinn)
1	-3,705737	-3,628060	-3,674291
2	-3,736630*	-3,633061*	-3,694702*
3	-3,776229	-3,646767	-3,723819
4	-3,813494	-3,644541	-3,744935
5	-3,780387	-3,563162	-3,719378

(*) Os asteriscos indicam os melhores (isto é, minimizados) valores dos respectivos critérios de informação. AIC = critério de Akaike; BIC = critério Bayesiano de Schwartz, e HQC = critério de Hannan-Quinn.

c) Teste de Raiz Unitária

O teste de raiz unitária é um teste de estacionariedade. O modelo mais fácil para identificar a estacionariedade de uma série pode ser dado pela seguinte:

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Em que ε_t é o termo de erro estocástico que segue as hipóteses clássicas de ter média zero, variância constante e não ser autocorrelacionado. Esse termo de erro é conhecido na literatura por *ruído branco*. Se uma regressão de primeira ordem for regredida de y_t para y_{t-1} e se essa regressão possuir o coeficiente de y_{t-1} , $\rho = 1$, então há uma raiz unitária, o que significa dizer que existe um processo estatístico aleatório não estacionário. A equação da regressão linear (1) poder se escrita em primeira diferença de forma que:

$$\Delta y_t = (\rho - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Ou: $\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \varepsilon_t$; em que: $\delta = \rho - 1$ e $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$.

O teste de raiz unitária tem como propósito identificar se a série é de tendência estacionária (TE) ou se é de diferença estacionária (DE). Para o teste de raiz unitária foi utilizado o método de Dickley-Fuller Aumentado (ADF). Os resultados obtidos do teste ADF

sugerem que as séries são estacionárias tanto em nível quanto em primeira diferença, ou seja, a ordem de integração é I(0) como pode ser visto na Tabela 3.

Tabela 3: Teste de raiz unitária: ADF(*)

Variáveis	Número de Defasagem	Número de Observações	VC da Estatística τ_{DFA}	VCD em nível de 1%	VCD em nível de 5%	Valor-p	Ordem de Integração (I(p))
Em nível: Com Intercepto e Sem Tendência							
LnTjSelic	0	123	-7,9117	-3,4842	-2,8850	0,0000	I(0)
DLnTCN	0	123	-8,7454	-3,4842	-2,8850	0,0000	I(0)
Em primeira diferença: Com intercepto e Com Tendência							
D(LnTjSelic)	3	120	-4,1838	-4,0344	-3,4468	0,0000	I(0)
D(DLnTCN)	3	120	-4,3597	-4,0344	-3,4468	0,0000	I(0)

Fonte: Tabela 3 do Apêndice A. (*) VC = Valor calculado; VCD = Valor crítico da distribuição de probabilidade.

d) Teste de causalidade de Granger

A estimação dos parâmetros de um modelo VECM(p) é, geralmente, realizada tendo em conta uma relação de causalidade. Granger (1969) define causalidade, numa amostra de séries temporais, quando uma dada variável y_{1t} causar outra variável y_{2t} , se a forma da relação auxiliar a prever a variável que interessa no tempo $t + 1$. Seja $y_{2,t+h/\Omega_t}$ essa variável, onde o ótimo preditor h de y_2 na origem t , baseado no conjunto de todas as informações relevantes no universo Ω_t , pode ser definido como Granger não-causal para y_{2t} , se e somente se, onde $h = 1, 2, \dots, n$: $y_{2,t+h/\Omega_t \setminus A} = y_{2,t+h/\Omega_t} \setminus \{y_{1s} | s \leq t\}$ (1)

Na expressão acima, $\Omega_t \setminus A$ designa o conjunto dos elementos do universo Ω_t que não fazem parte do conjunto A . Em termos de Granger (1969) isto quer dizer que a variável y_{1t} não é causal para a variável y_{2t} se, movendo os dados do passado de y_{1t} , não houver mudança de ótima previsão de y_{2t} . Em troca, Granger é causal para y_{2t} se a igualdade da equação (1) for violada em um mínimo de um h e, portanto, uma previsão ótima de y_{2t} for obtida num determinado horizonte de previsão que inclua o passado histórico de y_{1t} no conjunto de todas as informações.

Em síntese, dizer que y_{2t} é uma causa, no sentido de Granger, de y_{1t} somente pode ser afirmado se este último puder no presente ser predito com a melhor precisão possível pelo uso dos valores passados de y_{2t} mais do que com base em outros dados. O teste de hipótese de causalidade aplicado no sentido de Granger é de que taxa de juros $\xrightarrow{\text{causa}}$ taxa de câmbio; em seguida o teste de causalidade no sentido Granger é de que taxa de câmbio $\xrightarrow{\text{causa}}$ taxa de juros.

Analisando-se os resultados do teste de causalidade de Granger, conforme Tabela 4, nota-se que a estatística F calculada, $F(3, 122) = 0,6961$, é menor que o valor crítico da estatística F, o que sugere a rejeição da hipótese nula de que a taxa de câmbio não causa, no sentido de Granger, a taxa de juros; enquanto que a estatística F calculada, $F(3, 122) = 1,7884$, é maior do que o valor crítico da estatística F, o que significa que não se pode rejeitar a hipótese de que a taxa de juros não causa, no sentido de Granger, a taxa de câmbio, o que é exatamente o resultado esperado.

Tabela 4: Teste de causalidade de Granger

Hipótese Nula ($H_0 = 0$)	Obs.	Estatístc-F	Prob.
DLnTCN não causa no sentido de Granger LnTJSelic	122	0,6961	0,5562

LnTjSelic não causa no sentido de Granger DLnTCN	122	1,7884	0,1533
--	-----	--------	--------

Fonte: Eviews 5

3.4. Análise de cointegração e Teste de Cointegração

Uma série temporal é estacionária se sua média e variância não se alteram ao longo do tempo. O propósito do teste de cointegração é testar se entre duas séries temporais não estacionárias existem pelo menos uma combinação linear que é estacionária para se identificar relações de cointegração no longo prazo. Neste caso, optou-se pela aplicação do teste de cointegração de Johansen devido seu grau de robustez e praticidade. (Johansen, 1988, p. 231-254). A metodologia do teste de cointegração de Johansen é interessante porque permite a estimação dos parâmetros do VECM simultaneamente aos vetores de cointegração.

Os resultados do teste de cointegração (traço) pelo método de Johansen sugerem que as séries usadas são cointegradas, uma vez que a hipótese nula de não cointegração é rejeitada porque o valor da estatística de traço, $LR_t = 166,61$, é superior ao seu valor crítico, $LR_{vc} = 15,49$, ao nível de significância de 5% de probabilidade. A hipótese nula também é rejeitada quando é realizado no teste de cointegração irrestrita (máximo valor) porque a estatística de máximo autovalor, $LM_t = 161,56$, é maior do que seu valor crítico, $LR_{vc} = 14,26460$, ao nível de significância de 5%, como revela a Tabela 5. Os resultados do teste de cointegração demonstram, portanto, que há equilíbrio de longo prazo entre as duas variáveis: taxa de juros e taxa de câmbio.

Tabela 5: Teste Rank da cointegração Irrestrita (Traço)

Teste Rank da cointegração Irrestrita (Traço)				
Hipóteses do N° Rank de CE(s)	Autovalor	Estatística Traço (LR_t)	Valor Crítico (LR_{vc}) 5%	Prob.**
Nenhuma*	0,739816	166,6075	15,49471	0,0001
Pelo menos 1*	0,041158	5,043533	3,841466	0,0247
Teste Rank da cointegração irrestrita (máximo autovalor)				
Hipóteses do N° Rank de CE(s)	Autovalor	Estatística Máximo Autovalor (LM_t)	Valor Crítico (LR_{vc}) 5%	Prob.**
Nenhuma*	0,739816	161,5639	14,26460	0,0001
Pelo menos 1*	0,041158	5,043533	3,841466	0,0247

Fonte: Resultados do Eviews no Apêndice A. * denota rejeição da hipótese nula ao nível de 5%

3.4.1. Estimação do modelo vetorial autorregressivo de correção de erros

Engle & Granger (1987) mostraram que os modelos de vetores autorregressivos integrados em primeira diferença, I(1), podem ser subidentificados quando a especificação de equilíbrio do modelo é omitida no modelo SVAR(p). Um modelo estrutural VAR pode se tornar bem melhor especificado quando são incluídos os termos defasados de desequilíbrio das variáveis explicativas. O modelo de Vetores de Correção de Erros (VECM) é mais completo do que o modelo SVAR porque possui um mecanismo de auto-regulação dos desvios do equilíbrio de longo prazo que permite que os desvios sejam corrigidos. O modelo

VECM é um modelo dinâmico das primeiras diferenças das variáveis I(1) usadas nas regressões cointegração.

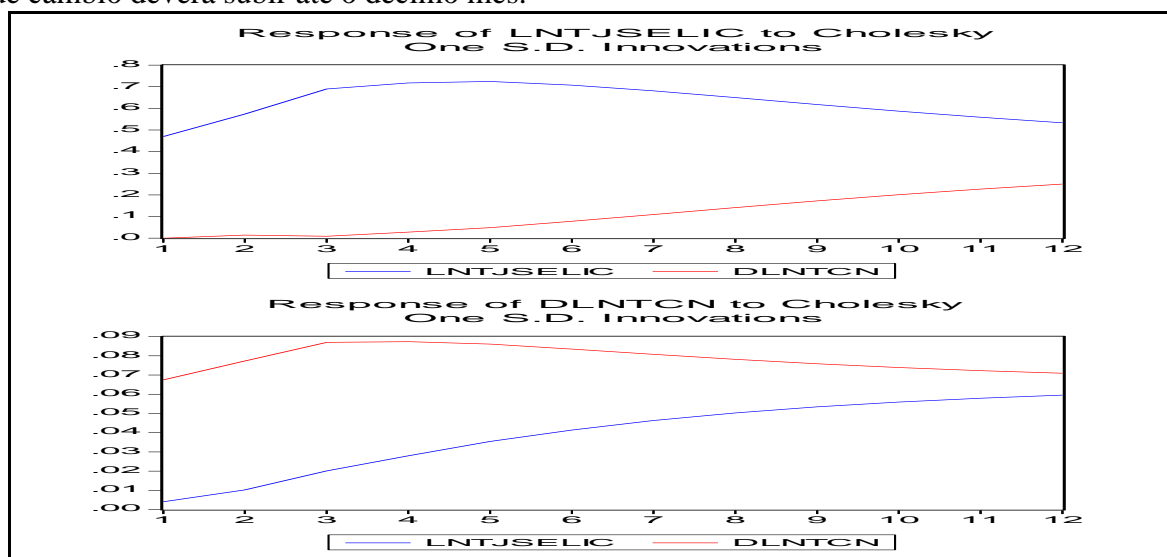
O VECM torna-se um modelo dinâmico da correlação dos retornos e as estatísticas t dos coeficientes estimados fornecem os *insights* sobre o comportamento defasado das variáveis observadas como revelam os resultados das estimativas dos parâmetros do modelo VECM tendo como predito a taxa Selic e como preditores a taxa de juros dos títulos Bonds do governo norte-americano e a variação da taxa de câmbio. A equação cointegrante resultante do modelo VECM é dada por:

$$LntjSELIC_{(-1)} = 21,4177 - 13,0222LntjBONDS_{(-1)} - 0,6326DlnTCRN_{(-1)}$$

3.4.2. Análise da função impulso resposta

“A função impulso resposta consiste em rastrear os efeitos dos choques das inovações sobre as variáveis endógenas de um modelo VECM”, sustenta Hamilton (1994). Nesta condição, a função impulso resposta (FIR) implica em conhecer a resposta de uma variável resultante de um impulso sobre outra variável do modelo VECM. “O vetor do termo de erro, ε_t , de previsão é chamado de vetor de inovações, isto é, um vetor que reproduz os impulsos induzidos por variáveis singulares”, Charemza & Deadman (1999).

A função de impulso resposta indica que choques transmitidos sobre as próprias variáveis geram efeitos que se esgotam ao longo do tempo. As Figuras 1 e 2 revelam a função impulso resposta da taxa de juros Selic decorrente de uma mudança do desvio-padrão em si e na variável exógena (taxa de juros internacional). Uma redução da taxa de juros Selic da ordem de 0,3 de um desvio-padrão deverá continuar caindo até o décimo mês; enquanto a taxa de câmbio deverá subir até o décimo mês.



Figuras 1 e 2: Função Impulso-Resposta

Fonte: Elaboração própria dos autores.

3.4.3. Decomposição de variância

Outra maneira de analisar os resultados das transmissões das inovações das diferentes variáveis do modelo VECM é por meio da Decomposição da Variância. A decomposição de variância permite determinar a percentagem da variância da inovação decorrente de cada variável endógena ao longo do tempo de previsão. Um valor percentual alto sugere uma posição dominante e a presunção de forte causalidade.

Os resultados da decomposição da variância das inovações num período de 12 meses, para a taxa de juros Selic e para a taxa de câmbio podem ser vistos na Figura 2 e 3. Elas revelam, ainda, que o erro de previsão aumenta com o horizonte do tempo de previsão, porém a relevância do erro atribuída a cada variável se altera.

Os dados da Tabela 1 do Apêndice A mostram os resultados da decomposição da variância da taxa de juros Selic e da taxa de câmbio. A parte superior desta tabela revela que a variação da taxa de juros Selic é explicada, no primeiro mês, por 100,00% da variação da própria taxa de juros Selic decorrente da política monetária do Banco Central do Brasil. No décimo mês, a variação da taxa de juros Selic é explicada por 95,48% da taxa de juros Selic e apenas por 4,52% da taxa de câmbio.

A parte inferior da mesma tabela revela que a decomposição da variância da taxa de câmbio é explicada, no primeiro mês, por 99,63% da variação da taxa de câmbio e apenas por 0,37% da taxa de juros Selic. No décimo mês, a variação da taxa de câmbio é explicada por 77,26% da variação da própria taxa de câmbio e por 22,74% da taxa de juros Selic. Isto quer dizer que se a taxa de juros Selic declina existe uma tendência à depreciação da taxa de câmbio.

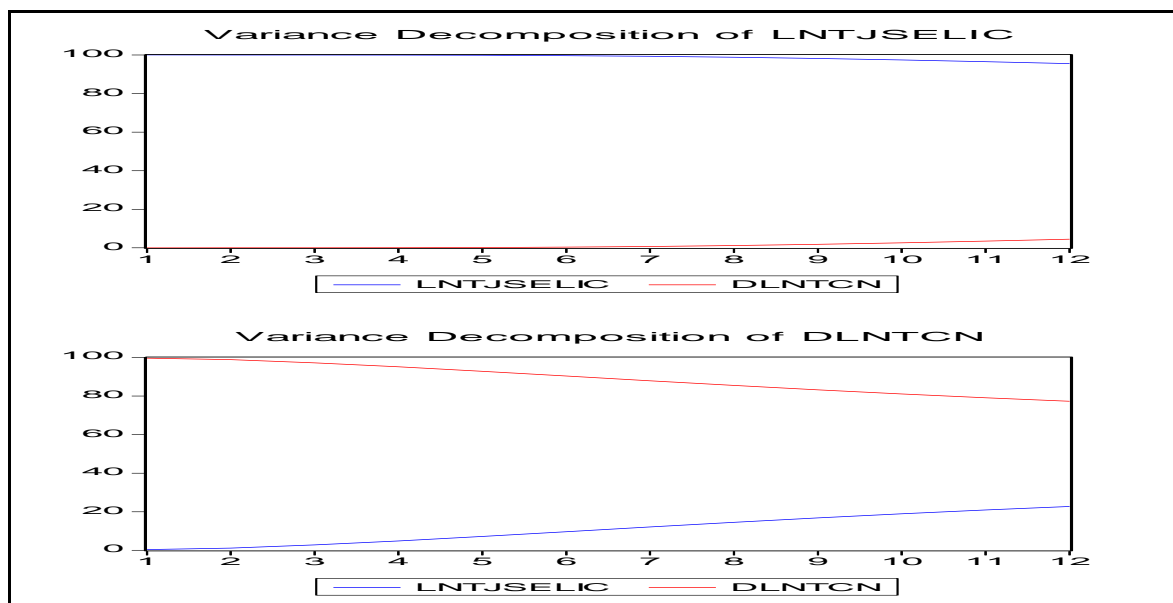


Figura 2 e 3: Decomposição de variância

Fonte: Elaborado pelos autores.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

O artigo apresenta a teoria da paridade descoberta de juros e testa a sua validade empírica para o caso da economia brasileira entre novembro de 2001 e março de 2012. É preciso observar que no segundo semestre de 2011, com a subida da taxa de inflação, a autoridade monetária adotou uma postura austera de impedir qualquer possibilidade de aceleração da taxa de inflação. O resultado dessa postura foi à reversão da tendência de alta da taxa de juros. A partir do momento que o Banco Central percebeu que a inflação estava controlada resolveu mudar à política monetária num ambiente de baixo crescimento do PIB em 2011 (2,7% a.a.).

O principal interesse deste estudo tem a ver com a mudança de rumo da política de juros do Banco Central a partir de 2012. De fato, a política de redução da taxa de juros Selic tem como propósito não somente forçar a queda da taxa de juros dos bancos privados, com vistas a reduzir o custo do crédito junto aos consumidores, mas também estimular os investimentos privados, reduzir o volume da dívida pública e promover uma depreciação da taxa de câmbio que vem sendo continuamente apreciada – depois da crise de 2008 – em consequência da depreciação do dólar.

Dos efeitos esperados, o artigo se interessa mais de perto pela subida da taxa de câmbio do Brasil (depreciação) como resultado da política de redução da taxa de juros. A teoria da paridade de juros sugere que a taxa de juros doméstica é determinada pela taxa de juros internacional e pela variação da taxa de câmbio. Isto quer dizer que, dada à taxa de juros internacional, se a taxa de juros doméstica cair a variação da taxa de câmbio tenderá a subir, isto é, a se depreciar.

Ora, como a taxa de câmbio é uma variável importante às exportações líquidas, esse efeito positivo poderia contribuir para melhorar o desempenho das exportações dos bens manufaturados brasileiros comercializáveis para o resto do mundo. Os resultados obtidos da aplicação do modelo de vetores autorregressivos estruturais não só estão de acordo com estudos empíricos, revisados na introdução, como também confirmam a validade da teoria da paridade de juros descoberta de riscos.

O teste de quebra estrutura de Chow rejeita a hipótese nula de que os parâmetros do modelo nos dois períodos (antes e depois de 2008) são iguais. A ordem mínima de defasagem encontrada, para evitar problemas de superparametrização, foi de $p = 2$. Os resultados do teste de raiz unitário sugerem que séries são estacionárias tanto em nível quanto em primeira diferença, ou seja, a ordem de integração é $I(0)$.

Além disso, o resultado do teste de causalidade de Granger sugere que não se pode rejeitar a hipótese de que a taxa de juros não causa, no sentido de Granger, a taxa de câmbio, sendo que o resultado obtido pelo teste de cointegração indica a existência de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis taxa de juros e taxa de câmbio. Os resultados dos testes de impulso resposta e de decomposição da variância revelam que os ajustes macroeconômicos esperados da lei de paridade de juros e câmbio não são imediatos.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALVES, S. A. L., MUINHOS, M. K., RIELLA, G.. (2002). “**Modelo estrutural com setor externo: endogeneização do prêmio de risco e do câmbio**”. Brasília: Bacen, (Working Paper, 42).
- BACHA, Edmar, HOLLAND, Márcio & GONÇALVES, Fernando. (2007). “**Is Brazil Different? Risk, Dollarization, and Interest Rates in Emerging Markets**”. *IMF Working Paper* 07/294. Washington, DC: IMF.
- BLANCHARD, Olivier & QUAH, Danny. (1989). “**The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances**”. *American Economic Review*, 79, september, p. 655-673.
- CALVO, Guillermo, LEIDERMA, Leonardo e REINHART, Carmen. (1993). “**Capital Inflows and Real Exchange Rate Appreciation in Latin America**”. *The Role of External Factors*. *IMF Staff Papers*, 40/1. Washington, DC: IMF.
- CALVO, Guillermo & REINHART, Carmen. (2002). “**Fear of Floating**”. *Quarterly Journal of Economics*. 117 (2), p. 379-408.
- CARVALHO, David Ferreira. (2006). “**Globalização Financeira e a Fragilidade dos Países Endividados da América Latina**”. In: *Globalização Financeira e Amazônia nos Anos 90: Ensaio selecionados sobre globalização financeira da economia brasileira e amazônica*. Belém, CSE/UFPA.
- CHAREMZA, Wojciech W.; DEADMAN, Derek F.. (1999). “**New directions in econometric practice: general to specific modelling, cointegration and vector autoregression**”. Great Britain: Edward Elgar, second edition, 344p
- CLARIDA, R e GALI, J.. (1994). “**Sources of real exchange-rate fluctuations: how important are nominal shocks**”. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 41: 1-56.
- ENDERS, W.. (1995). “*Applied Econometric Time Series*”. New York, John Wiley & Sons,
- ENGLE, R. F. and GRANGER, C.W. J. (1987). “**Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing**”. *Econometrica*, Vol. 55 (2), p. 251-276.
- DOMINGUEZ, Kathryn. (1998). “**Central Bank Intervention and Exchange Rate Volatility**”. *Journal of International Money and Finance*, no. 17, 1998.
- DORNBUSCH, Rudiger. (1980). “*Open Economy Macroeconomics*”. New York, Basic Books.
- DORNBUSCH, Rudiger & FISCHER, Stanley. (1991). *Macroeconomia*. São Paulo, McGraw-Hill.
- FAMA, E.F.. (1970). “**Efficient capital markets: a review of theory and empirical work**”. *Journal of Finance* 25, 383-417.
- FERNANDES, Cláudio & HOLLAND, Márcio. (2011). “**Eficiência no mercado cambial brasileiro**”. In: *Taxa de Câmbio no Brasil: Estudos de uma perspectiva do desenvolvimento econômico*. Márcio Holland e Yoshiaki Nakano. (Org.). São Paulo, Campus/FGV-SP.
- FERRARI FILHO, Fernando, MENDONÇA, Helder F, SOBREIRA, Rogério (2003). “**Proposta de Regime Cambial para a Economia Brasileira**”. In: *Agenda Brasil: Políticas econômicas para o crescimento com estabilidade de preços*. João Sicsú, José Luis Oreiro e Luiz Fernando de Paulo (Org.). Barueri, SP, Manole/Fundação Konrad Adenauer.

- FROOT, Kenneth. A. & FRANKEL, Jeffrey, A. (1989). **“Forward Discount Bias: Is It As Exchange Rate Risk Premium?”** *Quarterly Journal of Economics*, 104, p. 139-161.
- FRANKEL, Jeffrey A.. (1997). **“On the Mark: A theory of floating exchange rates based on real interest differentials”**. In: *On Exchange Rates*. Cambridge, Massachusetts, MIT press.
- FRANKEL, Jeffrey A.. (1997a). **“The diversifiability of Exchange Risk”**. *On Exchange Rates*. Cambridge, Massachusetts, The MIT Press.
- FRENKEL, Jacob A. and RAZIN, Assat. (1987). **“The Mundell-Fleming Model: A quarter century later”**. NBER Working Paper N° 2321, Cambridge, MA, July.
- FRENKEL, Roberto (2005). **“Do apogeu dos fluxos de capital às armadilhas financeiras”**. In: *Brasil em Desenvolvimento 1: economia, tecnologia e competitividade*. Ana Célia Castro, Antônio Licha, Helder Queiroz Pinto Júnior e João Saboia. (Orgs). Rio de Janeiro, Civilização Brasileira.
- FLEMING, Marcus. (1962). **“Domestic Financial Policies under Fixed and Floating Exchange Rates”**. IMF Staff Papers, November.
- FROOT, Kenneth and FRANKEL, Jeffrey. (1989). **“Forward Discount Bias: Is It an Exchange Risk Premium?”** *Quarterly Journal of Economics*, 104(1) (February): 139-161.
- FROOT, Kenneth A. & Thaler, R.H. (1990) **“Anomalies: Foreign Exchange”**. *Journal of Economic Perspectives*, 4, summer/1990.
- GARCIA, M. e OLIVARES, G.. (2001). **O Prêmio de Risco da Taxa de Câmbio no Brasil Durante o Plano Real**. *Revista Brasileira de Economia*: Abr/Jun.
- GARCIA, Márcio G. P., CHRITY, Daniel, MEDEIROS, Marcelo C.. (2006). **Tendenciosidade do Mercado Futuro de Câmbio: Risco Cambial ou Erros Sistemáticos de Previsão?** *Revista Brasileira de Finanças*.
- GRANGER, Clive William John. (1969). **“Investigating causal relations by econometric models and model specification”**. *Journal of Econometrics*, 37, p. 424-438.
- GRANGER, Clive William John. (1981). **“Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification”**. *Journal of Econometrics*, p.121-123.
- GRANGER, Clive William John e WEISS, Andrew A.. (1983). **“Time Series Analysis of Error-Correcting Models”**. In: *Studies in Econometrics, Time Series, and Multivariate Statistics*. New York, Academic Press, p. 255-278.
- GREENE, William H. (1993). **“Econometric Analysis”**. New York, Macmillan.
- GUJARATI, Damodar N. (2000). **Econometria básica**. São Paulo, Makron Books.
- HAMILTON, JAMES D. (1994). **“Time Series Analysis”**. New Jersey, Princeton University Press.
- HARVEY, John T. (2006). **“Modeling Interest Rate Parity: A system dynamics Approach”**. *Journal of Economic Issues*, June, p. 395-403.
- JOHANSEN, Soren. (1988). **“Statistical analysis of cointegration vectors”**. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12.
- KANNEBLEY JÚNIOR, Sérgio, PRINCE, Diogo de e SCARPELLI, Maíra Camargo. (2011). **“Comércio exterior de produtos industrializados brasileiros”**. In: *Taxa de Câmbio no Brasil: Estudos de uma perspectiva do desenvolvimento econômico*. Márcio Holland e Yoshiaki Nakano (Org.). Rio de Janeiro, Campus/Elsevier/FGV.

- KRUGMAN, P. (1978). **“Purchasing Power Parity and Exchange Rates: Another Look at the Evidence”**. *Journal of International Economics*, 8, p. 397-407.
- Krugman, P. e Obstfeld, M..(2001). **Economia Internacional – Teoria e Política**. São Paulo Makron Books, Quinta edição.
- MADALLA, G.S. e KIM, In-Moo. (1998). **“Unit Roots, Cointegration, and Structural Change”**. Cambridge, USA, Cambridge University Press.
- MARÇAL, Emerson Fernandes, NISHIJIMA, Marislei e MONTEIRO, Wagner Oliveira. (2009). **“Saldos comerciais e taxa de câmbio real: uma nova análise do caso brasileiro”**. *Economia*, v. 10(2), abril/agosto.
- MARÇAL, E.F.; HOLLAND, M.. (2010). **Taxa de câmbio, rentabilidade e quantum exportado: Existe alguma relação afinal? Evidências para o Brasil**. FGV –EESP: Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getulio Vargas, São Paulo, 54 páginas.
- MEREDITH, G. & CHINN, M.. (1998). **“Long-Horizon Uncovered Interest Rate”**. NBER Working Paper 6797. Washington, DC: IMF
- MÜNDELL, Robert Alexander. (1963).” **Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates”**. *Canadian Journal of Economics*, nov./1963.
- NASSIF, André, FEIJÓ, Carmem e ARAÚJO, Eliane. (2011). **“The Trend of Real Exchange Rate Overvaluation in Open Emerging Economies: The case of Brazil”**. Texto para Discussão, TD-272. Niterói, RJ, Universidade Federal Fluminense, maio/2011.
- NELSON, Charles R. e PLOSSET, Charles Irving. (1982). **“Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications”**. *Journal of Monetary Economics*, 10.
- PASTORE, Affonso Celso, BLUM, Bernardo Soares e PINNOTI, Maria Cristina. (1998). **“Paridade do poder de compra, câmbio real e saldos comerciais”** *Revista Brasileira de Economia*. V. 52, nº 3, p. 359-404.
- PENTECOST, Eric J. (1993). **“Exchange Rate Dynamics: a modern analysis of exchange rate theory and evidence”**. Cambridge, UK, Edward Elgar.
- RIVERA-BATIZ, Francisco L. & RIVERA-BATIZ, Luis A.. (1994). **“International Finance and Open Economy Macroeconomics”**. New Jersey, Prentice Hall.
- RODRIK, Dani. (1998). **“Who needs capital account convertibility?”** Cambridge, Harvard University.
- ROGOFF, Kenneth & Obstfeld, Maurice. (2000). **“The six major puzzles in international macroeconomics: Is there a common cause?”** NBER Working Paper Nº 7777. Cambridge, Massachusetts. MIT Press.
- SIMS, C.A., STOCK, J. & WATSON, M.. (1990). **“Inference in linear time series models with some unit roots”**. *Econometrica*, 58, p.113-144.
- ZINI JR., Álvaro Antonio (1995). **“Taxa de Câmbio e Política Cambial no Brasil”**. São Paulo, USP.

Recebido para publicação em setembro de 2014

Aprovado para publicação em março de 2015

Apêndice A

TABELA 1

Vector Error Correction Estimates

Date: 04/21/12 Time: 10:51

Sample (adjusted): 2002M02 2012M03

Included observations: 122 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1	
LNTJSELIC(-1)	1.000000	
DLNTCN(-1)	-5.866514	
	(1.42174)	
	[-4.12630]	
C	-1.071157	
Error Correction:	D(LNTJSELIC)	D(DLNTCN)
CointEq1	-0.043088	0.005955
	(0.02155)	(0.00310)
	[-1.99898]	[1.92061]
D(LNTJSELIC(-1))	0.262346	0.005960
	(0.09100)	(0.01309)
	[2.88284]	[0.45526]
D(LNTJSELIC(-2))	0.240278	0.009452
	(0.09302)	(0.01338)
	[2.58317]	[0.70639]
D(DLNTCN(-1))	-0.043148	0.181086
	(0.62537)	(0.08996)
	[-0.06900]	[2.01289]
D(DLNTCN(-2))	-0.407842	0.154046
	(0.62304)	(0.08963)
	[-0.65460]	[1.71872]
C	-0.034610	-0.003017
	(0.04319)	(0.00621)
	[-0.80129]	[-0.48556]
R-squared	0.162547	0.116249
Adj. R-squared	0.126450	0.078156
Sum sq. Resids	25.60002	0.529784
S.E. equation	0.469776	0.067580
F-statistic	4.503062	3.051730
Log likelihood	-77.86340	158.6872
Akaike AIC	1.374810	-2.503069
Schwarz SC	1.512713	-2.365167
Mean dependent	-0.059526	-0.006122
S.D. dependent	0.502629	0.070387
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.001004
Determinant resid covariance		0.000908
Log likelihood		81.04648
Akaike information criterion		-1.099123
Schwarz criterion		-0.777350

TABELA 2

Variance Decomposition of LNTJSELIC:

Period	LNTJSE		
	S.E.	LIC	DLNTCN
1	0.46977	100.000	0.00000

TABELA 3

	6	0	0
	0.74158	99.9636	0.03636
2	3	4	1
	1.01277	99.9728	0.02712
3	8	7	7
	1.24151	99.9310	0.06898
4	4	1	9
	1.43827	99.8339	0.16604
5	9	5	7
	1.60467	99.6285	0.37142
6	9	8	1
	1.74666	99.2943	0.70564
7	6	6	1
	1.86898	98.8103	1.18962
8	9	8	4
	1.97598	98.1753	1.82465
9	9	4	7
	2.07113	97.3971	2.60283
10	5	7	3
	2.15716	96.4934	3.50656
11	4	4	5
	2.23616	95.4864	4.51358
12	3	2	3
Cholesky Ordering: LNTJSELIC DLNTCN			

Variance Decomposition of DLNTCN:			
LNTJSE			
Period	S.E.	LIC	DLNTCN
	0.06758		
1	0	0.364357	99.63564
	0.10320		
2	1	1.147147	98.85285
	0.13644		
3	8	2.834807	97.16519
	0.16440		
4	3	4.844679	95.15532
	0.18892		
5	9	7.189822	92.81018
	0.21066		
6	3	9.644089	90.35591
	0.23032		
7	2	12.11862	87.88138
	0.24836		
8	4	14.52131	85.47869
	0.26513		
9	2	16.80549	83.19451
	0.28086		
10	7	18.94265	81.05735
	0.29574		
11	8	20.92244	79.07756
	0.30990		
12	6	22.74439	77.25561
Cholesky Ordering: LNTJSELIC DLNTCN			